



ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

LV REUNIÓN ANUAL | NOVIEMBRE DE 2020

Protección social y participación laboral: impacto de la extensión del régimen de asignaciones familiares en Argentina en 2016

Laguinge, Luis Alberto

Protección social y participación laboral: impacto de la extensión del régimen de asignaciones familiares en Argentina en 2016 *

Luis Laguinde [†]

Agosto 2020

Resumen

En el presente trabajo evaluamos el impacto de la extensión del régimen de asignaciones familiares argentino a monotributistas en 2016 sobre algunos indicadores vinculados al mercado laboral. Utilizando la metodología de diferencia en diferencias, encontramos que la reforma produjo un incremento estadísticamente significativo de 2.4 puntos porcentuales en la participación laboral de los individuos con hijos que se traduce en un incremento de magnitud análoga en la probabilidad de ocupación. Este efecto es sustancialmente mayor entre las mujeres (3 pp) que entre los hombres (0.8 pp). Asimismo, no hallamos efectos significativos sobre el promedio de horas trabajadas de los individuos elegibles.

Palabras clave: participación laboral, horas de trabajo, asignaciones familiares

Clasificación JEL: J22

* Agradezco a Inés Berniell y Matías Ciaschi por sus valiosos comentarios.

[†] CEDLAS-FCE-UNLP. Contacto: luislaguinde4@gmail.com

1. Introducción

Una de las cuestiones más interesantes abordadas por la economía laboral, tanto desde el punto de vista teórico como empírico, está dada por la interacción de los sistemas de protección social y el comportamiento de los individuos en el mercado de trabajo. En particular, la literatura ha prestado especial atención al efecto de las transferencias de ingreso a los ciudadanos con hijos a cargo (asignaciones familiares) sobre los incentivos a participar en el mercado de trabajo (decisión de oferta laboral en el margen extensivo) y a la cantidad de horas dedicadas al mismo (margen intensivo).

Con el objetivo de aportar evidencia que contribuya a responder estos interrogantes, en este trabajo aprovechamos la implementación de una reforma de gran escala en el sistema de asignaciones familiares en Argentina. El 15 de abril de 2016 entró en vigencia el decreto presidencial 593 que incorporó como beneficiarios del pilar contributivo del esquema a los hijos de trabajadores independientes comprendidos en el Régimen Simplificado para Pequeños Contribuyentes (coloquialmente conocido como Monotributo). Esta política implicó la incorporación de alrededor de 220.000 menores de 18 años, aumentando un 5% el universo de beneficiarios del régimen contributivo.

Desde el punto de vista teórico, y pensando en el marco de un modelo neoclásico estándar de oferta laboral, existen dos movimientos consistentes con los incentivos generados por una reforma de estas características. En primer lugar, parte de los individuos con hijos a cargo que se encuentran fuera del mercado de trabajo (debido a que su salario de reserva se ubica por debajo del vigente) podrían encontrar atractivo ingresar a la fuerza laboral debido a la presencia de una remuneración más alta. En contraste, otros individuos que se están desempeñando en el mercado podrían reducir la cantidad de horas destinadas al trabajo remunerado motivados por este incremento exógeno en el ingreso (en un típico ejemplo de “efecto ingreso” si consideramos que el ocio es un bien normal).

A través del método de diferencia en diferencias, encontramos evidencia en favor de estas predicciones teóricas en el caso de la participación laboral. Efectivamente, observamos un incremento estadísticamente significativo de alrededor de 2.4 puntos porcentuales entre los individuos con hijos respecto a aquellos que no tienen menores a cargo. Asimismo, detectamos una caída en el promedio de horas trabajadas de este grupo, aunque la misma no resulta significativa. Por otro lado, al evaluar la presencia de efectos heterogéneos por género, encontramos que el efecto positivo sobre la actividad es notablemente más alto entre las mujeres (3 pp) que entre los hombres (0.8 pp).

Hemos estructurado el trabajo en seis secciones. En la sección 2, describimos brevemente los puntos más relevantes de la reforma del régimen de asignaciones familiares. En la sección 3, realizamos una revisión de la literatura empírica en la que se inserta el trabajo. En la sección 4, presentamos una descripción de la metodología y los datos utilizados para la estimación así como algunos argumentos, empíricos y conceptuales, que defienden la validez de la estrategia de identificación. En

las secciones 5 y 6 exponemos los resultados de las estimaciones y de algunos tests de robustez, respectivamente. En la sección 7, concluimos con algunas reflexiones finales.

2. Revisión de literatura

Este trabajo se inserta en una literatura muy amplia que estudia la relación entre los incentivos laborales y los sistemas de protección social, en general, y los esquemas de asignaciones familiares, en particular. En un trabajo pionero, Eissa y Liebman (1996) evalúan el impacto de una importante expansión en los componentes del Earned Income Tax Credit (EITC) en 1986 sobre la participación laboral y las horas trabajadas de los trabajadores elegibles (mujeres solteras con al menos un menor de 19 años a cargo). Los autores encuentran un aumento atribuible a la política de 2.8 puntos porcentuales en la tasa de actividad del grupo de tratamiento, aunque no halla efectos significativos sobre las horas de trabajo. Otras evaluaciones del programa han arribado a resultados en la misma línea, aunque detectando efectos negativos pero pequeños en la cantidad de horas de trabajo¹.

Este efecto causal positivo de las asignaciones contributivas sobre la participación laboral es un resultado que se repite en experiencias de diversos países, tanto desarrollados como en desarrollo. Por caso, Sánchez Mangas y Sánchez Marcos (2008) encuentran que, en España, la introducción en 2003 de una transferencia mensual por cada hijo menor de tres años para madres trabajadoras produjo un aumento de 3 puntos porcentuales en su tasa de actividad. En el mismo sentido, Francesconi y van der Klaauw (2007) analizan la creación de un sistema de créditos fiscales para trabajadores de bajos ingresos con menores a cargo en Gran Bretaña en 1999 (similar al EITC estadounidense) y detectan que el mismo impulsó un incremento de 5 puntos porcentuales en la tasa de ocupación de las madres solteras.

En contraste, cuando se estudia el efecto de asignaciones no contributivas, la literatura tiende a encontrar efectos negativos o nulos sobre la participación laboral. Magda et al. (2018) hallan que la creación del beneficio no contributivo “Family 500+” en Polonia en 2016 provocó una caída de entre 2 y 3 puntos porcentuales en la tasa de participación las mujeres con hijos. Por su parte, Mazar y Reingewertz (2018) encuentran que la reducción de asignaciones no contributivas en Israel entre los años 2002 y 2003 causó un aumento de más de 4 puntos porcentuales entre las mujeres con 4 o 5 hijos y de casi 3 entre los hombres.

Los resultados encontrados para países de la región no difieren cualitativamente de los descriptos en los párrafos anteriores. Por ejemplo, Bergolo y Cruces (2014) estudian una reforma del sistema de salud uruguayo en el año 2008. La misma tuvo como eje la extensión de la cobertura de salud a los hijos de trabajadores registrados que se desempeñaran en el sector privado. Los autores hallan un incremento significativo en la tasa de formalidad de este grupo asociado a un aumento en la tasa

¹Una revisión puede encontrarse en Hotz y Scholz (2003)

de participación.

En el ámbito no contributivo, Garganta y Gasparini (2015) estudian el caso de la AUH en Argentina y encuentran que la implementación de la misma en el año 2009 provocó un desincentivo a la formalización entre los beneficiarios. Bergolo y Galvan (2018) detectan un efecto en el mismo sentido para el programa AFAM-PE de Uruguay. Por su parte, Maurizio y Vásquez (2014) también evalúan el impacto de la AUH y no detectan efectos sobre la participación laboral ni sobre las horas de trabajo de los individuos elegibles para el programa. En contraste, Garganta et al. (2017) hallan un efecto negativo de este mismo programa sobre la tasa de actividad de las mujeres casadas con hijos.

3. La extensión del régimen de asignaciones familiares en 2016

El sistema de asignaciones familiares argentino se ha caracterizado típicamente por su fragmentación. Efectivamente, el Estado transfiere ingresos a los niños y adolescentes a través de tres vías: las asignaciones familiares contributivas, la Asignación Universal por Hijo (AUH) y la deducción por hijo del Impuesto a las Ganancias (Díaz Langou et al, 2020). Hasta abril de 2016, el primer pilar estaba dirigido únicamente a los hijos de asalariados formales de ingresos bajos y medios; la AUH a los trabajadores informales y del servicio doméstico, monotributistas sociales y desocupados (constituyendo el pilar no contributivo del sistema) y la deducción de Ganancias a los asalariados formales de ingresos más altos.

El decreto presidencial 593/2016 dispuso incorporar al pilar contributivo a los hijos de los trabajadores independientes inscriptos en el régimen del Monotributo. Los montos mensuales establecidos seguían un esquema progresivo similar al de las asignaciones para asalariados: \$966 por cada menor para los monotributistas de las cinco categorías de ingreso más bajas (B a F), \$649 para los de la G, \$390 para los de la H y \$199 para los de la I. En contraste, las tres categorías más altas (J, K y L) quedaron excluidas. Vale aclarar que estos valores están expresados en moneda corriente y que fueron actualizándose de manera periódica en los meses subsiguientes. De todas formas, para tomar una referencia de la dimensión de estos beneficios, podemos destacar que el monto de \$966 equivalía a un 16% del salario mínimo vigente en ese momento.

Respecto a las situaciones en que más de un miembro del grupo familiar resultara elegible para alguna de las modalidades de asignación familiar, el decreto estableció una serie de restricciones. En primera instancia, la normativa dispuso que, en caso de que dos miembros del hogar facturaran en el Monotributo, las asignaciones serían percibidas por el miembro que perteneciera a la categoría más alta y por el monto que le correspondiera. Por otro lado, si un miembro fuera monotributista y elegible pero compartiese grupo familiar con otro individuo ya inscripto en el régimen contributivo para asalariados, el mismo quedaría excluido de lo dispuesto por el decreto.

Por último, con el objetivo de tomar dimensión de la escala de esta reforma, vale aclarar que el sistema de asignaciones familiares incorporó a 200.000 niños y adolescentes solamente en el mes de abril. Los mismos se sumaron a los 3,9 millones de beneficiarios que ya tenía el pilar contributivo, ampliando su cobertura en un 5%. Esta cobertura continuaría incrementándose en términos absolutos y relativos en los meses subsiguientes. Los hijos de monotributistas incluidos en el sistema llegarían a 349.000 a fines de 2017 (9% del total de asignaciones contributivas), 395.000 a fines de 2018 (11% del total) y 448.000 a fines de 2019 (13% del total) (ANSES, 2020).

4. Metodología y datos

La metodología que utilizaremos para la estimación del efecto causal de la reforma es la de diferencia en diferencias (Angrist y Krueger, 1999). La intuición de este método consiste en comparar la evolución de un determinado *outcome* antes y después de la implementación de la política en dos grupos: uno potencialmente afectado por la política (grupo de tratamiento) y uno que no se encuentra expuesto a esa variación exógena (grupo de control). En la medida en que este último grupo constituya un contrafáctico válido de cómo hubiera evolucionado el resultado de interés en el grupo de tratamiento en ausencia de la política, esta doble diferencia puede interpretarse como un efecto causal atribuible a la misma. La estimación de este efecto puede realizarse por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) utilizando el siguiente modelo lineal:

$$Y_{it} = \alpha + \beta.TRATADO_i + \gamma.POST_t + \delta.TRATADO_i * POST_t + X'_{it}\theta + \eta_t + \phi_j + \epsilon_{it} \quad (1)$$

Donde Y_{it} es el resultado de interés para un individuo i en el período t , $TRATADO_i$ es una variable dicotómica que vale 1 si el individuo pertenece al grupo de tratamiento, $POST_t$ es una *dummy* que vale 1 si el período t es posterior a la implementación de la política, X'_{it} es una matriz compuesta por variables de control a nivel individual, η_t y ϕ_j son efectos fijos por semestre y región y ϵ_{it} es un término de perturbación aleatorio. En este marco, el estimador del parámetro δ (asociado a la interacción entre ambas *dummies*) es el de diferencia en diferencias.

En lo que refiere a la definición de los grupos, tomaremos como grupo de tratamiento a los individuos en edad laboral (entre 18 y 65 años de edad) que se declaren como jefes o cónyuges en el hogar y que tengan al menos un hijo menor de 18 años. Por su parte, nuestro grupo de control estará conformado por individuos del mismo rango etario y rol en el hogar pero que no tengan ningún hijo menor de edad. Respecto a las variables de control, incluiremos la edad, la edad al cuadrado, el sexo, el máximo nivel educativo alcanzado, una *dummy* que indique si el individuo es jefe del hogar, una *dummy* que indique si el individuo está casado o en pareja, el tamaño del hogar, la cantidad

de menores de 18 años y *dummies* por región.

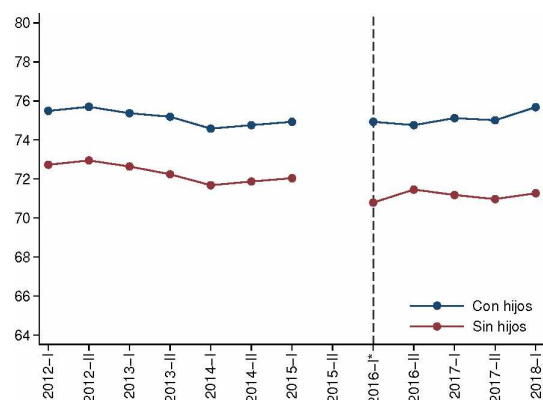
Respecto a los datos utilizados para la estimación, los mismos serán provistos por la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) relevada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC). La misma posee carácter trimestral y es representativa de la población de 31 aglomerados urbanos de todo el país (alrededor del 62% del total de la población del país). Delimitaremos el período pre-tratamiento entre el primer trimestre de 2012 y el segundo de 2015 y el post-tratamiento entre los segundos trimestres de 2016 y 2018.²

El método de diferencia en diferencias requiere del cumplimiento de dos supuestos de identificación para poder interpretar los resultados estimados como efectos causales. El primero es el de ausencia de shocks exógenos diferenciales sobre los grupos de tratamiento y control que pudieran impactar sobre las variables de interés. Este supuesto no luce demasiado fuerte en la medida en que durante el período considerado, y más allá de la reforma de 2016, no se implementaron medidas de política significativas que afectaran a alguno de los grupos en particular (amén de las actualizaciones periódicas de los montos de las prestaciones). De hecho, recién en julio de 2018 (a través del decreto 702/2018) se realizarían nuevas modificaciones a los parámetros del sistema contributivo.

El segundo supuesto es el de tendencias paralelas. El mismo implica que, en el período previo al tratamiento, las variables de interés de los grupos de tratamiento y control deben haber evolucionado de manera similar. El cumplimiento de este supuesto es crucial para la validez de la estrategia de identificación ya que es el que permite inferir que, de no haber existido el shock exógeno, los indicadores del grupo de tratamiento habrían seguido la misma trayectoria que los del grupo de control. A diferencia del primer supuesto, el de tendencias paralelas puede testearse empíricamente. En este sentido, es posible realizar una primera aproximación a través de la inspección visual de las tendencias. La Figura 1 presenta la evolución de la tasa de actividad de ambos grupos en el período 2012-2018:

²La exclusión de los dos últimos trimestres de 2015 y el primero de 2016 obedece a que el INDEC no publicó los microdatos correspondientes a estos períodos. Asimismo, excluimos los períodos posteriores al segundo semestre de 2018 debido al shock macroeconómico sufrido por Argentina en mayo de este año y que condujo a una etapa de recesión e inestabilidad nominal en los meses subsiguientes.

Figura 1: Tasa de actividad (%) - Población entre 18 y 65 años
Por semestre

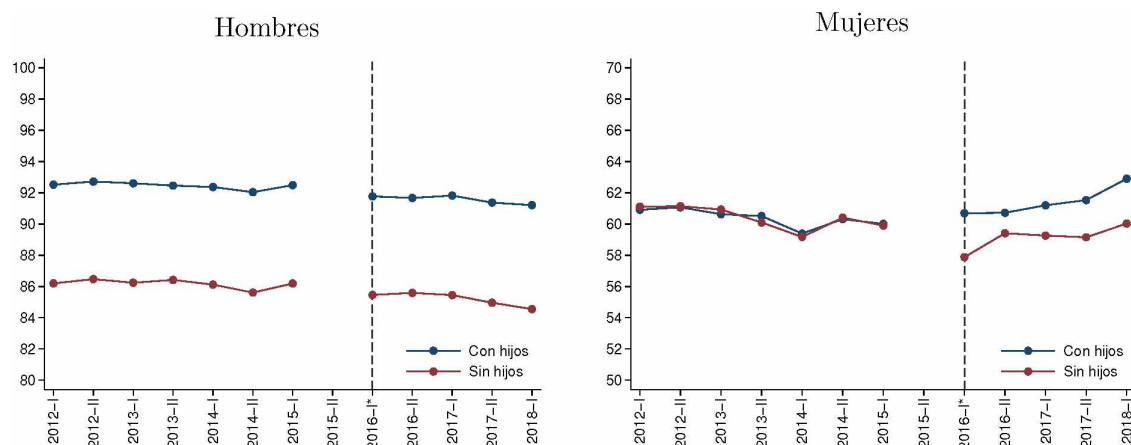


Fuente: Elaboración propia en base a EPH-INDEC. *Semestre móvil entre segundo y tercer trimestre de 2016.

Podemos apreciar que, si bien existe una diferencia en niveles, la evolución del indicador para ambos grupos es prácticamente idéntica hasta el primer semestre de 2015. Por el contrario, en el período de implementación de la reforma, la participación laboral cae ligeramente entre los individuos con hijos pero se mantiene estable entre los que tienen menores a cargo. Este ensanchamiento de la brecha se mantiene hasta el primer semestre de 2018, constituyendo un primer indicio del impacto positivo de la política sobre el indicador en cuestión.

Un punto interesante, y anticipándonos al análisis de efectos heterogéneos por género, está dado por la evolución del mismo indicador pero dividiendo la muestra entre hombres y mujeres. Esta información se expone en la Figura 2:

Figura 2: Tasa de actividad (%) - Población entre 18 y 65 años - Por semestre

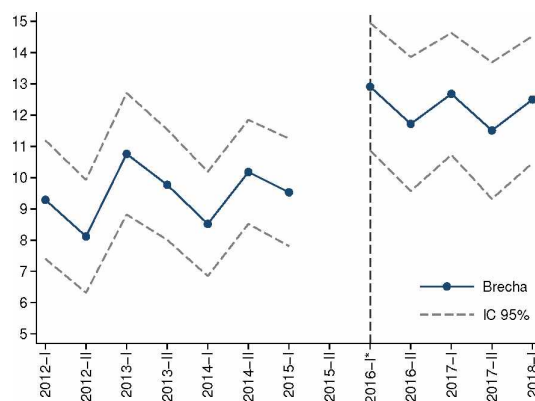


Fuente: Elaboración propia en base a EPH-INDEC. *Semestre móvil entre segundo y tercer trimestre de 2016.

En el caso de los hombres, la tasa de actividad de los grupos de tratamiento y control evoluciona de manera muy similar, tanto en el período anterior a la política como en el posterior. De esta manera, el análisis no condicional parece indicar que no existió un efecto significativo de la reforma en este segmento de la población. Por el contrario, en el caso de las mujeres, advertimos que la participación laboral de ambos grupos era idéntica en niveles y en tendencias antes de la reforma mientras que, luego de la misma, se abre una brecha en favor de aquellas con hijos. En este sentido, la evidencia gráfica sugiere que la reforma tuvo un efecto positivo sobre la actividad de las mujeres en el mercado de trabajo.

Adicionalmente, la Figura 3 presenta un test formal del supuesto de tendencias paralelas. La misma ilustra la brecha condicional (controlando por características observables) en la tasa de actividad de ambos grupos a lo largo de todo el lapso considerado. Advertimos que la diferencia se mantiene estable en el período pre-tratamiento (si bien existen algunos movimientos que no son estadísticamente significativos) y recién da un salto discreto en 2016 para mantenerse estable en los semestres que siguen.

Figura 3: Brecha condicional en tasa de actividad (%)
Individuos con hijos - Individuos sin hijos



Fuente: Elaboración propia en base a EPH-INDEC. *Semestre móvil entre segundo y tercer trimestre de 2016. Los valores graficados surgen de regresar la dummy de actividad contra la variable TRATADO y los controles en cada uno de los semestres que integran la muestra.

Por último, y en la medida en que estamos trabajando con una colección de cortes transversales y no con datos de panel, la validez de nuestra estrategia de identificación requiere un supuesto adicional que es el de la estabilidad de la composición de los grupos de tratamiento y control a lo largo del período. Esto es necesario ya que, si alguno de los grupos modificara sus características de manera diferencial (por ejemplo, incorporando individuos de mayor edad y aumentando su edad promedio respecto al otro grupo), no estaríamos en condiciones de descartar que las variaciones observadas en los *outcomes* respondan a estos cambios en la composición y no a la implementación de la política.

En este sentido, la Tabla 1 presenta los valores medios y la dispersión de algunas características

observables de los individuos de los grupos de control y tratamiento, antes y después de la reforma. Además, la última columna muestra el estimador de diferencia en diferencias que surge de estimar el modelo (1) sin controles y utilizando a cada característica como variable dependiente.

Tabla 1: Estadísticas descriptivas

	Individuos sin hijos				Individuos con hijos				DD
	Pre (2012-2015)		Post (2016-2018)		Pre (2012-2015)		Post (2016-2018)		
	Media	DS	Media	DS	Media	DS	Media	DS	
Características individuales									
Hombre	0.46	0.50	0.46	0.50	0.46	0.50	0.45	0.50	-0.007
Edad	48.47	13.32	48.65	13.29	39.48	8.97	39.66	9.12	-0.005
Jefe	0.67	0.47	0.68	0.46	0.55	0.50	0.56	0.50	-0.004
Casado	0.64	0.48	0.61	0.49	0.89	0.31	0.87	0.33	0.008*
Tamaño hogar	2.64	1.55	2.50	1.47	4.43	1.55	4.33	1.49	0.042***
Número de hijos	0.00	0.00	0.00	0.00	1.99	1.11	1.94	1.07	-0.046***
Secundario incompleto	0.40	0.49	0.40	0.49	0.44	0.50	0.43	0.49	-0.007
Secundario completo	0.60	0.49	0.60	0.49	0.56	0.50	0.57	0.49	0.007
Región									
CABA	0.17	0.37	0.15	0.36	0.11	0.31	0.09	0.29	0.000
Partidos del GBA	0.36	0.48	0.36	0.48	0.43	0.49	0.45	0.50	0.021***
Pampeana	0.26	0.44	0.24	0.42	0.22	0.42	0.20	0.40	-0.004
Cuyo	0.06	0.23	0.06	0.25	0.06	0.24	0.07	0.25	-0.005***
NOA	0.08	0.27	0.09	0.29	0.09	0.28	0.10	0.30	-0.002
Patagonia	0.04	0.19	0.04	0.20	0.04	0.20	0.04	0.20	-0.003***
NEA	0.05	0.21	0.05	0.23	0.05	0.22	0.05	0.22	-0.008***
Laborales									
Activo	0.72	0.45	0.71	0.45	0.77	0.42	0.78	0.41	0.024***
Ocupado	0.69	0.46	0.67	0.47	0.74	0.44	0.74	0.44	0.022***
Desocupado	0.03	0.17	0.04	0.19	0.03	0.18	0.04	0.21	0.002
Horas trabajadas	38.12	20.42	36.43	20.25	40.22	20.62	38.07	20.69	-0.470

Fuente: Elaboración propia en base a EPH-INDEC. *Significativo al 10 % ***Significativo al 1 %. Nota: las horas trabajadas son semanales y corresponden sólo a los cuentapropistas.

En primer lugar, vale destacar que ambos grupos difieren significativamente en el caso de la edad promedio, el porcentaje de jefes y la proporción de individuos casados. Otro tanto ocurre con la distribución geográfica: la participación de personas con hijos que vive en CABA es notablemente superior que en el caso de los individuos sin hijos (lo inverso ocurre con los partidos del GBA). Estas diferencias en niveles realzan la importancia de controlar por estas variables a la hora de estimar el efecto de la política. Por supuesto, el tamaño del hogar y el número de hijos también difieren por definición.

Por otro lado, el coeficiente de DD no resulta significativo (al menos a un nivel del 95 %) en el caso de la edad y las *dummies* de género, jefe, estado civil, nivel educativo y de algunas regiones (CABA, Pampeana y NOA). Además, incluso cuando el coeficiente es significativo, la magnitud del mismo resulta muy pequeña en el caso de Cuyo, la Patagonia y el NEA. En este sentido, el supuesto de estabilidad en la composición de los grupos no parece demasiado fuerte. De todas formas, retomaremos esta cuestión y la robustez de los resultados en la sección 7.

5. Resultados

A continuación, la Tabla 2 expone los resultados de la estimación del modelo (1) considerando la totalidad de la muestra y los cuatro *outcomes* para los que testeamos el supuesto de tendencias paralelas:

Tabla 2: Efecto de la reforma sobre indicadores laborales. Estimación por diferencias en diferencias.

	(1) Tasa de actividad	(2) Horas trabajadas	(3) Tasa de ocupación	(4) Tasa de desocupación
TRATADO	0.0340*** (0.00310)	0.187 (0.459)	0.0353*** (0.00331)	-0.00126 (0.00169)
POST	-0.00968** (0.00480)	-2.815*** (0.700)	-0.0205*** (0.00510)	0.0109*** (0.00256)
TRATADO*POST	0.0243*** (0.00370)	-0.104 (0.527)	0.0228*** (0.00396)	0.00144 (0.00205)
Constante	-0.381*** (0.0134)	16.81*** (2.187)	-0.440*** (0.0140)	0.0585*** (0.00730)
Observaciones	491,799	68,879	491,799	491,799
R cuadrado	0.247	0.043	0.234	0.009

*Errores estándar robustos entre paréntesis. **Significativo al 5 % ***Significativo al 1 %*

Tal como habíamos intuido de manera gráfica en el análisis no condicional, existe un efecto significativo y positivo sobre la participación laboral de los individuos con hijos (en torno a 2.4 puntos porcentuales). El mismo se traduce casi totalmente en un incremento de la probabilidad de estar ocupado (2.3 pp). En contraste, el coeficiente correspondiente a las horas de trabajo de los cuentapropistas es negativo pero no resulta significativo a ninguno de los niveles usuales.

En la siguiente tabla, exponemos los resultados de la misma estimación pero restringiendo la muestra a los hombres:

Tabla 3: Efecto de la reforma sobre indicadores laborales. Estimación por diferencias en diferencias. Hombres.

	(1) Tasa de actividad	(2) Horas trabajadas	(3) Tasa de ocupación	(4) Tasa de desocupación
TRATADO	0.0241*** (0.00266)	1.327** (0.539)	0.0327*** (0.00350)	-0.00859*** (0.00242)
POST	-0.0115** (0.00500)	-2.893*** (0.826)	-0.0238*** (0.00595)	0.0123*** (0.00366)
TRATADO*POST	0.00789** (0.00372)	-0.283 (0.628)	0.0142*** (0.00461)	-0.00628** (0.00304)
Constante	0.132*** (0.0151)	25.56*** (2.588)	0.0761*** (0.0177)	0.0559*** (0.0109)
Observaciones	222,585	43,623	222,585	222,585
R cuadrado	0.135	0.041	0.110	0.010

*Errores estándar robustos entre paréntesis. **Significativo al 5 % ***Significativo al 1 %*

Podemos advertir que existe un efecto pequeño (0.8 pp) pero significativo de la política sobre la probabilidad de los hombres de encontrarse activos en el mercado de trabajo (al menos a un nivel del 5 %). A su vez, observamos un incremento de 1.4 pp en la probabilidad de ocupación y una

caída de 0.6 pp en la de desocupación. En contraste, no advertimos un impacto significativo sobre las horas de trabajo.

Por último, repetimos la estimación pero considerando únicamente a las mujeres de la muestra:

Tabla 4: Efecto de la reforma sobre indicadores laborales. Estimación por diferencias en diferencias. Mujeres.

	(1) Tasa de actividad	(2) Horas trabajadas	(3) Tasa de ocupación	(4) Tasa de desocupación
TRATADO	0.00800 (0.00504)	-1.969** (0.840)	0.00543 (0.00515)	0.00258 (0.00237)
POST	-0.00759 (0.00753)	-2.759** (1.238)	-0.0170** (0.00772)	0.00938*** (0.00357)
TRATADO*POST	0.0303*** (0.00584)	0.583 (0.927)	0.0235*** (0.00599)	0.00679** (0.00277)
Constante	-0.499*** (0.0203)	13.58*** (4.004)	-0.549*** (0.0203)	0.0498*** (0.0101)
Observaciones	269,214	25,256	269,214	269,214
R cuadrado	0.186	0.037	0.179	0.013

*Errores estándar robustos entre paréntesis. **Significativo al 5 % ***Significativo al 1 %*

En este caso, el efecto sobre la participación resulta significativo y positivo (en torno a 3 pp) al igual que los correspondientes a las probabilidades de estar ocupado (2.3 pp) o desocupado (0.7 pp). Al igual que en los casos anteriores, el coeficiente vinculado a las horas de trabajo no resulta significativo.

De esta manera, podemos concluir que existe evidencia en favor de un efecto positivo de la reforma sobre la participación laboral de los individuos elegibles y que el mismo es mayor entre las mujeres que entre los hombres (que, como advertíamos en la evidencia gráfica, partían de una tasa de participación notablemente inferior). Además, este efecto se traduce mayoritariamente en una probabilidad de ocupación superior (aunque no puede descartarse un ligero aumento en la desocupación en el caso de las mujeres y una pequeña caída en el caso de los hombres). En la próxima sección, examinaremos qué tan robustos son estos resultados a algunas modificaciones en la especificación.

6. Tests de robustez y placebos

El primer test adicional que presentamos está destinado a robustecer la validez del supuesto de tendencias paralelas. El mismo consiste en restringir la muestra al período pre-tratamiento Y estimar la siguiente especificación:

$$Y_{it} = \alpha + \beta.SEMESTRE_t + \gamma.TRATADO_i + \delta.SEMESTRE_t * TRATADO_i + X_{it}'\theta + \phi_j + \epsilon_{it} \quad (2)$$

Donde $SEMESTRE_t$ es una variable que indica a cada semestre y, por lo tanto, representa el componente tendencial del modelo. En consecuencia, si el coeficiente correspondiente a la interacción entre este término y la *dummy* de tratamiento (δ) resulta significativamente distinto de 0, rechazamos la hipótesis de que ambos grupos tengan la misma tendencia en el *outcome* correspondiente. A continuación, la Tabla 5 presenta los resultados de la estimación para la participación laboral, las horas trabajadas por semana de los cuentapropistas y las tasas de ocupación y desocupación:

Tabla 5: Test de tendencias paralelas

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Tasa de actividad	Horas trabajadas	Tasa de ocupación	Tasa de desocupación
SEMESTRE	-0.000830 (0.000802)	-0.137 (0.112)	-0.000530 (0.000844)	-0.000300 (0.000371)
TRATADO	0.0348*** (0.00558)	0.212 (0.845)	0.0340*** (0.00592)	0.000796 (0.00284)
TRATADO*SEMESTRE	-0.000326 (0.00106)	-0.111 (0.156)	-0.000148 (0.00112)	-0.000178 (0.000523)
Constante	-0.547*** (0.0162)	19.81*** (2.678)	-0.630*** (0.0167)	0.0832*** (0.00793)
Observaciones	322,135	44,547	322,135	322,135
R cuadrado	0.237	0.036	0.223	0.006

*Errores estándar robustos entre paréntesis. **Significativo al 5 % ***Significativo al 1 %*

Podemos apreciar que no podemos rechazar la hipótesis nula de tendencias paralelas para ninguna de las especificaciones. Esta evidencia se añade a la que ya habíamos obtenido en favor de la validez del supuesto y fortalece la interpretación causal de los resultados obtenidos en la sección anterior.

Por otro lado, la Tabla 6 expone los resultados de un test placebo de falsificación donde estimamos el modelo (1) pero restringiendo la muestra al período pre-tratamiento (nuevamente) y suponiendo que la reforma se implementó en alguno de los semestres previos a 2016. Por una cuestión de simplicidad, mostramos únicamente el estimador de diferencia en diferencias para cada uno de los períodos utilizados como placebo:

Tabla 6: Test placebo de falsificación

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Tasa de actividad	Horas trabajadas	Tasa de ocupación	Tasa de desocupación
2012-I	-0.00309 (0.00655)	-0.644 (0.970)	-0.00167 (0.00689)	-0.00141 (0.00311)
2012-II	-0.00135 (0.00497)	-0.381 (0.707)	-0.00118 (0.00523)	-0.000169 (0.00240)
2013-I	-0.000468 (0.00449)	-0.469 (0.627)	-0.000624 (0.00472)	0.000157 (0.00214)
2013-II	-0.00243 (0.00436)	-0.450 (0.608)	-0.00344 (0.00459)	0.00101 (0.00206)
2014-I	0.0000445 (0.00467)	-0.623 (0.644)	0.00272 (0.00492)	-0.00268 (0.00221)
2014-II	0.000966 (0.00605)	0.585 (0.848)	0.00307 (0.00638)	-0.00210 (0.00289)
Observaciones	322,135	44,547	322,135	322,135

Errores estándar robustos entre paréntesis.

Advertimos que los coeficientes no resultan estadísticamente significativos para ninguno de los semestres de reforma ficticia y ninguna de las variables de interés. Esta evidencia robustece nuestra interpretación causal de los resultados ya que nos permite descartar que los mismos estén captando una diferencia previa en la tendencia de las variables más que un efecto de la política implementada.

Por otro lado, aun cuando nuestra revisión de las medidas de política implementadas durante este período indique que no existieron shocks diferenciales sobre los grupos de tratamiento y control, no puede descartarse totalmente la posibilidad de que estemos atribuyendo a la reforma el impacto de un evento distinto a la misma y que haya ocurrido en un momento posterior. En este sentido, un test que resulta de utilidad para evaluar la robustez de los resultados consiste en estimar el modelo (1) pero para distintas extensiones del período post-tratamiento. Estos resultados se presentan en la Tabla 7:

Tabla 7: Test de robustez - Cambios en el período post-tratamiento

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Tasa de actividad	Horas trabajadas	Tasa de ocupación	Tasa de desocupación
Hasta 2016-II	0.0254*** (0.00605)	-0.120 (0.839)	0.0261*** (0.00648)	-0.000665 (0.00341)
Hasta 2017-I	0.0225*** (0.00478)	-0.0508 (0.661)	0.0213*** (0.00511)	0.00111 (0.00264)
Hasta 2017-II	0.0221*** (0.00423)	-0.168 (0.578)	0.0215*** (0.00451)	0.000693 (0.00227)
Hasta 2018-I	0.0225*** (0.00387)	-0.235 (0.529)	0.0211*** (0.00411)	0.00145 (0.00205)

Errores estándar robustos entre paréntesis.

Es posible notar que los coeficientes resultan muy similares para todas las variables en cada una de las cuatro especificaciones alternativas. El efecto sobre la participación laboral es siempre significativo y positivo (ubicándose entre 2.2 y 2.5 pp) al igual que el correspondiente a la probabilidad de ocupación (entre 2.1 y 2.6 pp). Por su parte, no se encuentran efectos sobre las horas trabajadas ni sobre la probabilidad de desocupación. Esta evidencia resulta consistente con un impacto casi inmediato de la reforma sobre la participación laboral y una persistencia del mismo en los meses que le siguieron. En este sentido, la posibilidad de que estemos confundiendo el efecto de la reforma con el de un shock posterior resulta más débil.

Por último, presentamos los resultados de una especificación alternativa que busca fortalecer la hipótesis de que los cambios observados en los *outcomes* no responden a una evolución diferencial de las características de los grupos de tratamiento y control. En este sentido, seguimos a Bergolo y Cruces (2014) e incluimos en la especificación una serie de interacciones entre todas las variables de control y la *dummy* de post-tratamiento. La Tabla 8 muestra los resultados:

Tabla 8: Test de robustez - Cambios en la composición

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Tasa de actividad	Horas trabajadas	Tasa de ocupación	Tasa de desocupación
TRATADO	0.0147*** (0.00362)	-0.506 (0.517)	0.0144*** (0.00384)	0.000231 (0.00183)
POST	-0.0258 (0.0293)	-7.436* (4.478)	-0.0206 (0.0305)	-0.00517 (0.0161)
TRATADO*POST	0.0234*** (0.00646)	1.083 (0.907)	0.0259*** (0.00696)	-0.00253 (0.00366)
Constante	-0.502*** (0.0167)	17.65*** (2.692)	-0.567*** (0.0172)	0.0653*** (0.00809)
Observaciones	491,799	68,879	491,799	491,799
R cuadrado	0.184	0.038	0.174	0.010

*Errores estándar robustos entre paréntesis. **Significativo al 5 % ***Significativo al 1 %*

Vale destacar que el coeficiente de DD no sólo posee el mismo signo y nivel de significatividad que el obtenido en la estimación principal para todas las variables de interés sino que además la magnitud es muy similar (0.2 pp menos en el caso de la probabilidad de actividad y 0.3 pp más en la ocupación). Así, no encontramos evidencia de que el resultado obtenido esté afectado por modificaciones en la composición de la muestra.

7. Conclusiones

La interacción entre los sistemas de protección social y los incentivos a participar en el mercado laboral ha constituido un tópico de gran interés para la economía laboral y los hacedores de política pública. En este trabajo, encontramos que la incorporación de los monotributistas al pilar contributivo de asignaciones familiares en 2016 provocó un incremento significativo en la probabilidad de encontrarse activo en el mercado de trabajo (en torno a 2.4 pp) para la población en edad laboral, aunque no halla evidencia de impacto sobre la cantidad de horas trabajadas entre los trabajadores elegibles (cuentapropistas). Asimismo, detectamos que este incremento en la participación está completamente asociado a un aumento en la probabilidad de ocupación y que el efecto es mayor entre las mujeres que entre los hombres (3 pp vs. 0.8 pp).

Este resultado es robusto a diversas modificaciones en la especificación utilizada y consistente con los hallazgos de la literatura empírica que estudia reformas similares (Eissa y Libman, 1996 y otras evaluaciones del EITC estadounidense; Sánchez Mangas y Sánchez Marcos, 2008; Francesconi y van der Klaauw, 2007 y Bergolo y Cruces, 2014). Además, se inscribe dentro de las predicciones de los modelos neoclásicos estándar de oferta laboral.

En términos de implicancias de política, los resultados sugieren que el fortalecimiento y extensión de los sistemas de asignaciones contributivas pueden constituir una herramienta efectiva para atraer a los individuos en edad laboral (y especialmente a las mujeres) a participar en el mercado de trabajo y encontrar una ocupación en el mismo. Sin embargo, quedan varios interrogantes por responder antes de tener una visión más completa de las consecuencias de la política en términos de bienestar.

Por caso, ¿cuáles son las características de estas transiciones desde la inactividad a la ocupación? ¿se dan efectivamente hacia empleos formales con derechos asociados o más bien hacia puestos precarios y de baja productividad?, ¿cómo se ven afectadas las trayectorias laborales de los cónyuges de los trabajadores elegibles?, ¿existe algún tipo de efecto derrame sobre indicadores vinculados al bienestar de los hijos de los individuos afectados? Echar luz sobre algunas de estas preguntas podría constituir la base de futuras investigaciones que permitan una evaluación más comprehensiva de esta reforma en particular y, en general, de la capacidad del sistema de asignaciones familiares argentino para promover transiciones laborales de calidad.

Referencias

Angrist, J. y Krueger, A. (1999). Empirical Strategies in Labor Economics. In: Ashenfelter, Orley, Card, David (Eds.), Handbook of Labor Economics, vol. 3A. Elsevier, Amsterdam, 1277–1366.

Administración Nacional de la Seguridad Social (ANSES) (2020). Boletín Mensual de la Asignación Universal por Hijo para Protección Social - Febrero 2020.

Bergolo, M. y Cruces, G. (2014). Work and Tax Evasion Incentive Effects of Social Insurance Programs. Evidence from an Employment-Based Benefit Extension; Journal of Public Economics; 117; 211-228.

Bergolo, M., y Galván, E. (2018). Intra-household Behavioral Responses to Cash Transfer Programs. Evidence from a Regression Discontinuity Design. World Development, 103, 100-118.

Díaz Langou, G., Florito, J. y Karczmarczyk, M. (2020). Ingreso Universal para la Infancia: Más que la Suma de las Partes. CIPPEC, Programa de Protección Social.

Decreto Presidencial 593/2016. “Ley N 24.714. Modificación. Tabla de valores únicos”. 15 de abril de 2016, Buenos Aires, Argentina.

Eissa, N. y Liebman, J. B. (1996). Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit. The Quarterly Journal of Economics, 111(2), 605-637.

Francesconi, M. y van der Klaauw, W. (2007). The Socioeconomic Consequences of “In-Work” Benefit Reform for British Lone Mothers. Journal of Human Resources 42, 1–31.

Garganta, S. y Gasparini, L. (2015). The Impact of a Social Program on Labor Informality: The Case of AUH in Argentina; North-holland; Journal of Development Economics; 115; 2-2015; 99-110.

Garganta, S., Gasparini, L., y Marchionni, M. (2017). Cash Transfers and Female Labor Force

Participation: the Case of AUH in Argentina. *IZA Journal of Labor Policy*, 6(1), 10.

Hotz, V. y Scholz, J. (2003). The Earned Income Tax Credit. In: Means-tested transfer programs in the United States (pp. 141-198). University of Chicago press.

Magda, I. y Kielczewska, A. y Brandt, N. (2018). The “Family 500+” Child Allowance and Female Labour Supply in Poland. *IBS Working Papers 01/2018*, Instytut Badan Strukturalnych.

Maurizio, R. y Vázquez, G. (2014). Argentina: Impacts of the Child Allowance Programme on the Labour-Market Behaviour of Adults; *CEPAL Review*; 113; 115-137.

Mazar, Y. y Reingewertz, Y. (2018). The Effect of Child Allowances on Labor Supply: Evidence from Israel. Disponible en SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3290483> o <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3290483>.

Sánchez-Mangas, R. y Sánchez-Marcos, V. (2008). Balancing Family and Work: The Effect of Cash Benefits for Working Mothers. *Labour Economics*, 15, issue 6, 1127-1142.